

# Моделирование конкуренции в российском банковском секторе с использованием подхода Панзара–Росса: теоретический и прикладной аспекты<sup>1</sup>

*В данной работе исследуется влияние процессов концентрации и экспансии иностранных банков на уровень конкуренции в российском банковском секторе, оцененный в рамках широко распространенного подхода H-stat Панзара–Росса. На основе анализа панельных данных по выборке банков (покрывающей 85% совокупных активов), с одной стороны, делается вывод о том, что банковский сектор устойчиво находится в состоянии монополистической конкуренции, а с другой стороны, выявляется отрицательное влияние концентрации и положительное влияние динамики активов иностранных банков на уровень конкуренции, а также представляется поквартальный прогноз этих процессов на 2010–2011 гг.*

**Ключевые слова:** подход Панзара–Росса, конкуренция, российский банковский сектор, статистический и динамический панельный анализ.

## 1. Введение

В период 2004–2009 гг. в российской банковской системе произошли существенные изменения. Во-первых, как отмечено в (Мамонов, Солнцев, 2009), наблюдалась значительная экспансия иностранных банков: доля кредитных организаций со 100%-ным иностранным участием в капитале выросла с 5.4% на начало 2004 г. до 15.4% на конец 2009 г. Во-вторых, существенно менялся уровень концентрации в банковской системе. Так, до кризиса 2008–2009 гг., на фоне устойчивого роста экономики, и несмотря на последовательное снижение количества банков в России, доля трех крупнейших банков (Сбербанка, ВТБ и Газпромбанка) в активах банковской системы заметно сокращалась: с 39.7% (на начало 1 кв. 2003 г.) до 36.9% (на конец 3 кв. 2008 г.). Напротив, кризис обострил накопившиеся в банковской системе дисбалансы и привел к существенному увеличению концентрации: доля трех крупнейших банков выросла до 41.9% к концу 2009 г.

Эта ситуация во многом объясняется неравным доступом российских банков к рефинансированию Банка России и субординированным кредитам Внешэкономбанка, 90% суммар-

<sup>1</sup> Автор выражает благодарность экспертам Центра макроэкономического анализа и краткосрочного прогнозирования Пестовой А. А. и Солнцеву О. Г.; участникам научного семинара «Макроэкономические исследования» и доцентам кафедры математических методов анализа экономики МГУ им. Ломоносова Тумановой Е. А., Шагас Н. Л. и Лукашу Е. Н., а также участникам семинара ЦЭМИ РАН и РЭШ «Банки и предприятия: модели и рейтинги» за ценные обсуждения, обоснованную критику и поддержку.

ного объема которых во время кризиса были распределены между Сбербанком, ВТБ и Газпромбанком<sup>2</sup>.

Усиление экспансии иностранных банков и повышение волатильности концентрации в банковской среде делают особо актуальным вопрос о влиянии этих двух процессов на уровень конкуренции в российской банковской системе — особенно на ценовую конкуренцию. Решение этого вопроса составляет цель данного исследования.

Результаты многих работ в рамках анализа процессов конкуренции и концентрации показывают, что применение структурных методов (в частности, вычисление коэффициентов концентрации  $CR_j$  и  $HHI$  Герфиндаля-Хиршмана) для измерения уровня конкуренции часто не дает приемлемого результата. Наиболее показательны в этом отношении следующие две работы. Во-первых, Шаффер и ДиСалво выявили случаи, когда банки обладали существенно большей рыночной властью, чем это предсказывала рыночная структура (Shaffer, DiSalvo, 1994). Во-вторых, Клаессенс и др. обнаружили, что поведение банков из их выборки, покрывающей порядка 16 развитых и развивающихся стран, является более конкурентным, чем предсказывает рыночная структура, присущая этим банкам (Claessens et al., 2005).

Необходимо заметить, что аналогичные ситуации несоответствия процессов концентрации и конкуренции были отмечены во многих, существенно более ранних работах, поскольку уже в 1970–1980 гг. была сформирована техника косвенного оценивания уровня конкуренции (см. Приложение), позволяющая избежать подобных несоответствий. В рамках этой техники используются методы неструктурного оценивания конкуренции.

Наибольшее распространение — свыше 30 работ за последние 20 лет — в литературе получил неструктурный подход Н-stat Панзара–Росса, предложенный в теоретических работах (Rosse, Panzar, 1977; Panzar, Rosse, 1987). К наиболее существенным эмпирическим работам по исследованию конкуренции в банковском секторе с помощью этого подхода следует отнести (Bikker, Naaf, 2002; Bikker et al., 2007; Goddard, Wilson, 2006).

Суть подхода Н-stat Панзара–Росса заключается в измерении той степени, с которой изменение факторных цен отражается на изменении дохода банка (или, в общем случае, организации). Для этого сначала осуществляется эконометрическая оценка эластичностей процентных (или общих) доходов банков по трем факторным ценам — стоимости привлеченных средств AFR (Average Funding Rate), стоимости трудовых ресурсов PPE (Price of Personnel Expense) и стоимости прочих расходов PONILE (Price of Other Non Interest and Labour Expenses). Затем суммируются оцененные эластичности, и получается то, что принято в литературе называть Н-stat. Согласно первой теореме Панзара–Росса, в случае монополии Н-stat неположительна. Напротив, в случае монополистической конкуренции Н-stat находится в диапазоне от нуля до единицы, а в случае совершенной конкуренции Н-stat должна равняться единице (вторая теорема Панзара–Росса).

Стоит отметить, что оценивание уровня конкуренции на основе неструктурных методов осуществляется и российскими исследователями. Так, с одной стороны, Дробышевский и Пашенко (2006) применили и существенно модифицировали методы, предложенные в (Bresnahan, 1982) и (Barros, Modesto, 1999), для оценки уровня конкуренции и структуры российского банковского сектора в период 2000–2004 гг. Авторы, на основе детальных расчетов, сделали вывод о наличии умеренной конкуренции в целом по банковскому сектору.

<sup>2</sup> Подробнее о взаимодействии государственных банков с остальными группами банков во время кризиса изложено в (Мамонов, 2009).

С другой стороны, Моисеев (2006) впервые в российской практике оценивает уровень конкуренции в банковской системе России в рамках подхода Панзара–Росса. Для этой цели автор использует пространственную выборку из 863 банков по состоянию на 1 июля 2006 г. Результаты оценки уровня конкуренции в этой работе говорят о том, что, несмотря на практически монопольное положение отдельных крупных банков, в целом банковская система находится в состоянии монополистической конкуренции.

Заметим, что в нашей работе достигается похожий результат: банковская система России устойчиво находится в состоянии монополистической конкуренции, причем с течением времени конкуренция усиливается. Однако, во-первых, мы исследуем, в том числе, влияние кризиса 2008–2009 гг. на динамику уровня конкуренции и делаем вывод, что кризис не смог сломить общего тренда на повышение уровня конкуренции, несмотря на заметное ее ослабление. Во-вторых, в нашей работе исследуется не пространственная выборка, а панельные данные по банкам (подробнее см. ниже). Предполагается, что за счет учета влияния индивидуальных эффектов на зависимую переменную (отношение процентных доходов к активам) удастся повысить эффективность оценивания уровня конкуренции в российском банковском секторе. При этом, работу (Моисеев, 2006) будем считать своеобразной отправной точкой в нашем исследовании.

В литературе нет единого мнения по поводу влияния концентрации на конкуренцию между банками. Это часто объясняется тем, что предметом исследования конкретного автора является либо одна страна, либо выборка стран с их уникальными характеристиками.

С точки зрения взаимосвязи концентрации и конкуренции широко распространено мнение, что концентрация ведет к снижению уровня конкуренции. Но существуют работы, выводы которых противоположны. Так, в работе (de Rozas, 2007) автор, анализируя банковский сектор Мексики в период 1986–2005 гг. в рамках подхода H-stat Панзара–Росса, приходит к выводу о сонаправленности процессов концентрации и конкуренции.

Однако выводы настоящего исследования соответствуют общепринятому представлению о связи процессов концентрации и конкуренции. Так, построенный нами ежеквартальный индикатор H-stat, отражающий динамику уровня конкуренции, имеет сильную отрицательную статистическую связь с индексом концентрации ННІ.

Работа имеет следующую структуру. Раздел 2 содержит описание данных. В разделе 3 оценивается уровень конкуренции в российском банковском секторе на основе различных спецификаций статического уравнения процентных доходов банков в рамках подхода H-stat Панзара–Росса. В разделе 4 проводятся эконометрические тесты на выбор лучшей спецификации уравнения процентных доходов, затем в рамках наилучшей спецификации обосновывается корректность полученных значений H-stat с помощью подхода E-stat Шаффера (Shaffer, 1982) и далее — на основе этих же H-stat — оценивается тип рыночной структуры, присущий российскому банковскому сектору. В разделе 5 строится ежеквартальный индикатор конкуренции на основе статического уравнения процентных доходов, а также анализируется уровень конкуренции в разрезе различных групп банков. Раздел 6 посвящен оценке динамического уравнения процентных доходов банков как альтернативе полученным статическим оценкам. В разделе 7 моделируется влияние процессов концентрации и экспансии иностранных банков на уровень конкуренции в российском банковском секторе и представляется поквартальный прогноз этих процессов на 2010–2011 гг. Выводы сформулированы в разделе 8.

## 2. Данные

В работе были использованы данные 101-ой и 102-ой форм консолидированной бухгалтерской отчетности коммерческих банков перед Банком России в период 1 квартал 2004–4 квартал 2009 гг. (см. табл. 1). Такой период был выбран по причине отсутствия доступа к более ранним данным на сайте Банка России.

Важно отметить, что все показатели, которые будут рассматриваться в данной работе из 102-ой формы (процентные доходы и расходы, прибыль, затраты на персонал и пр.), будут приводиться к годовому выражению с помощью сложения значений показателя за четыре скользящие квартала. Например, во 2 квартале 2009 г. процентные расходы банковской системы составили 1.1 трлн руб. — это означает, что были просуммированы значения процентных расходов, полученных банками в 3–4 кварталах 2008 г. и 1–2 кварталах 2009 г.

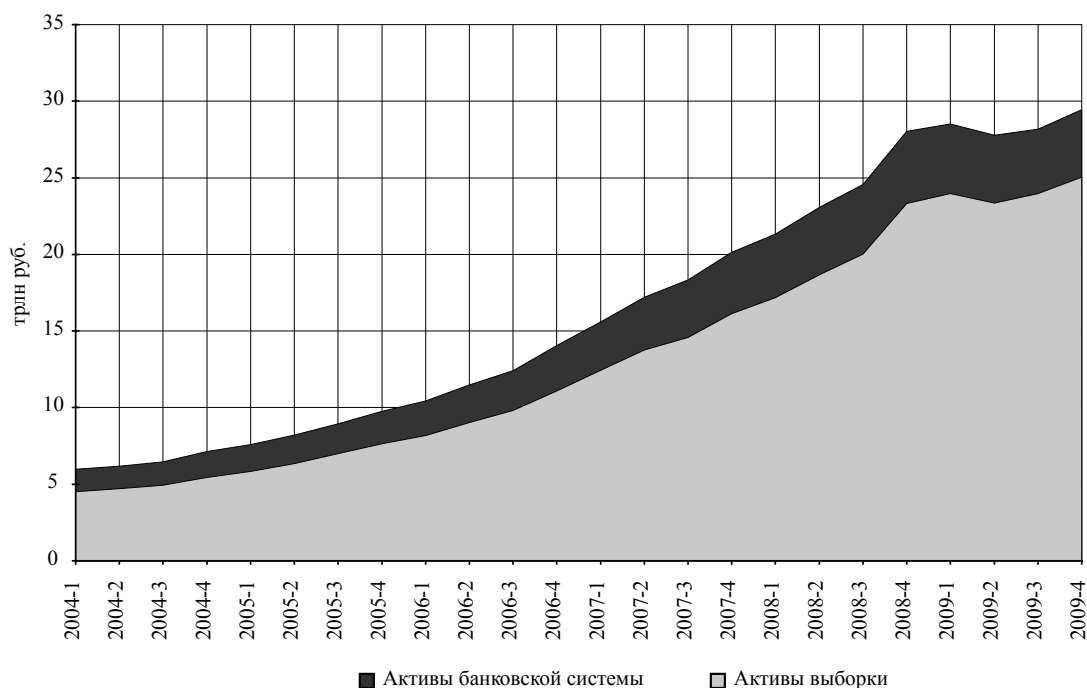
**Таблица 1.** Источники и состав данных по коммерческим банкам России

Источники данных	Форма 101	Форма 102
Информация, содержащаяся в формах: счета первого и второго порядков по каждому банку, на основе которых формируются показатели	Активы и пассивы банков	Доходы, расходы и прибыль банков
Ключевые агрегаты, рассчитываемые на основе форм	<i>Активы:</i> кредиты, приобретенные ценные бумаги, иностранные активы, абсолютно ликвидные активы и пр. <i>Пассивы:</i> привлеченные средства, выпущенные ценные бумаги, иностранные пассивы и пр.	<i>Доходы:</i> процентные доходы, операционные доходы (от операций с ценными бумагами и от участия в капитале других организаций, а также положительная переоценка), прочие доходы (штрафы, пени, неустойки и др.) <i>Расходы:</i> процентные расходы, операционные расходы (по операциям с ценными бумагами, расходы на персонал, расходы на физический капитал, а также отрицательная переоценка), прочие расходы
Периодичность	Ежемесячно	Ежеквартально
Формат предоставления данных	Данные предоставляются накопленным итогом с начала 1998 г. (кроме прибыли)	Данные предоставляются накопленным итогом в течение текущего года и обнуляются к началу следующего года
Доступность на сайте Банка России	С января 2004 г.	С 1 квартала 2004 г.
Объем «постоянной» выборки банков	525 банков, доля в активах банковской системы составляет порядка 85%. При этом 90% выборки занимают 51 крупных банка (активы более 50 млрд руб.)	

Такой подход к формированию данных имеет свои преимущества и недостатки. С одной стороны, происходит избавление от сезонности без применения сложных методов, затрудняющих прогнозирование. С другой стороны, возникает проблема перекрывающихся интервалов, следствием которой становится наличие автокорреляции в остатках эконометрических моделей, рассматриваемых в данной работе. Причем, как известно из эконометрической теории, в данном случае неприменимы ни тест Бреуша–Годфри, ни тест Дарбина–Уотсона. Для решения этой проблемы спецификации всех уравнений будут оцениваться с поправками на автокорреляцию в форме Ньюи–Веста.

Спецификой предоставления отчетности по формам 101 и 102 в России является необязательность их публикации на сайте Банка России. Соответственно, от квартала к кварталу объем выборки банков, согласившихся на публикацию своей отчетности, может существенно колебаться. Для того чтобы исключить возможное негативное влияние такого непостоянства на результирующий показатель уровня конкуренции (H-stat), выборка была зафиксирована: выявлены 525 банков, которые в период 2004–2009 гг. постоянно публиковали свою отчетность. Эта выборка является репрезентативной, поскольку устойчиво покрывает большую часть (порядка 85%) активов банковской системы России (рис. 1).

Стоит отметить, что до кризиса 2008–2009 гг. динамика чистых процентных доходов банковской системы являлась одним из основных факторов ее прибыли после формирования резервов под возможные потери и обесценение. Однако, начиная с 2009 г., существенный рост доли проблемных и безнадежных ссуд (NPL) — с 3.8% на конец 2008 г. до 10.0% годом позже — заставил банки удвоить за 2009 г. объем отчислений в резервы. Их прирост составил порядка 1 трлн руб. в соответствующем году.



**Рис. 1.** Масштаб «постоянной» выборки банков и банковской системы России: динамика активов в 2004–2009 гг.

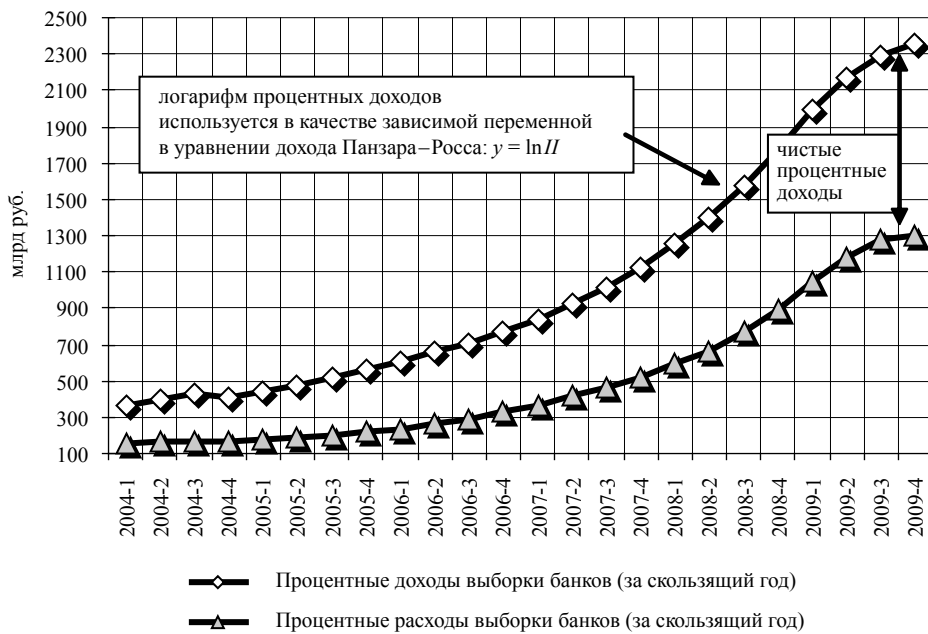


Рис. 2. Чистые процентные доходы «постоянной» выборки российских банков в период 2004–2009 гг.

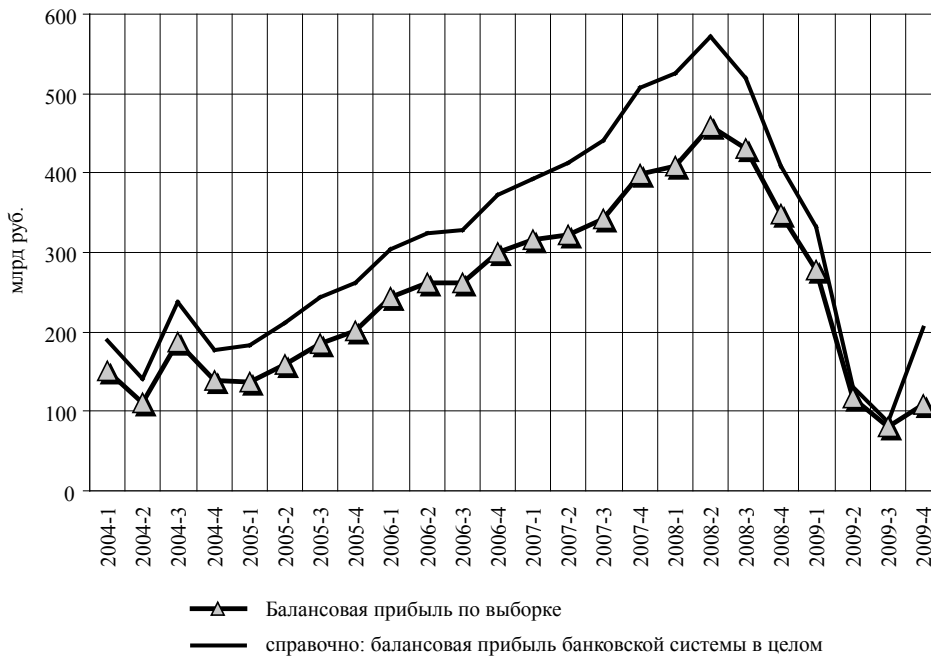
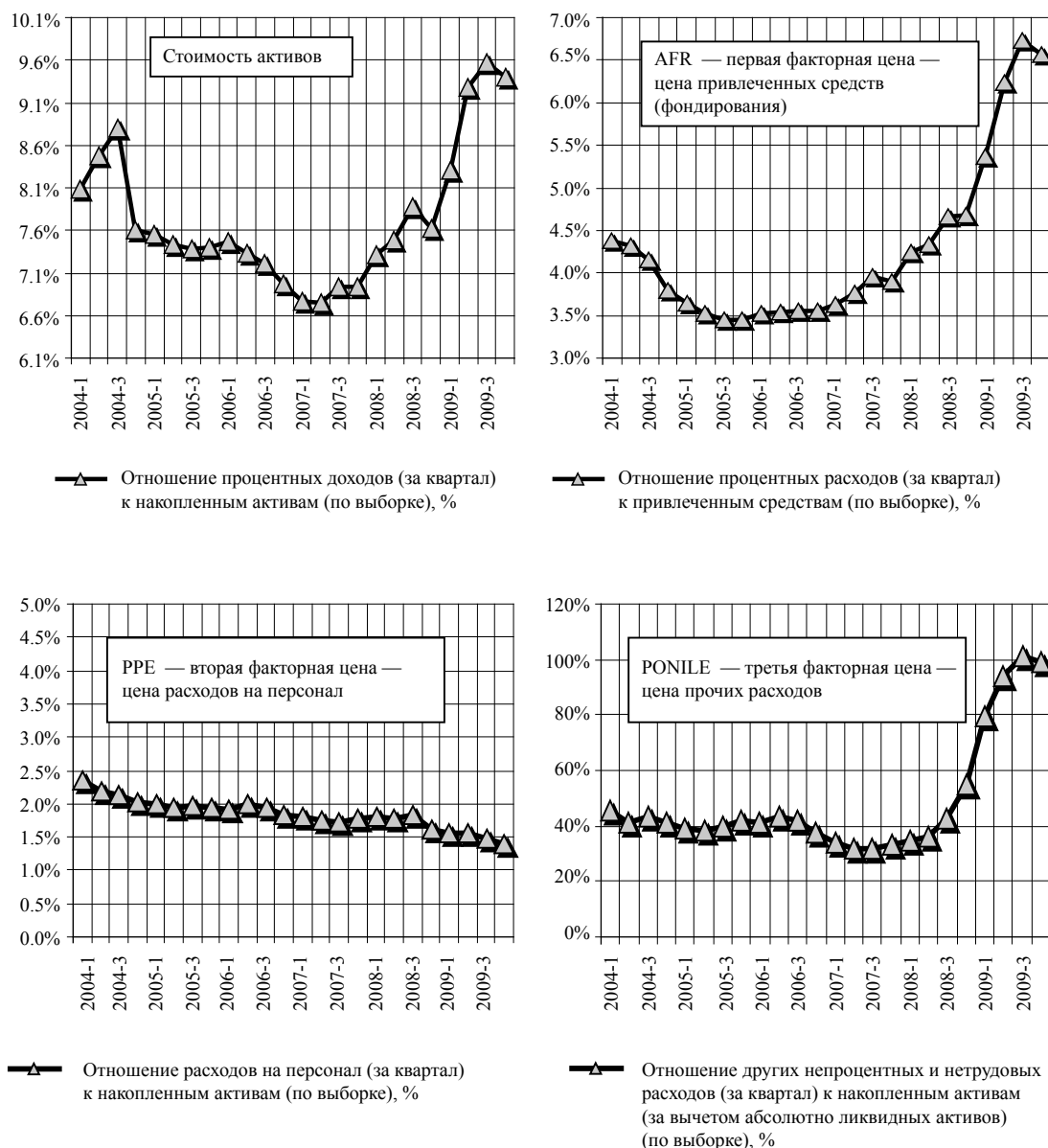


Рис. 3. Прибыль после формирования резервов под возможные потери: «постоянная» выборка банков и банковская система России в целом в период 2004–2009 гг.



**Рис. 4.** Стоимость активов «постоянной» выборки банков и входные факторные цены ресурсов (фондирования, труда и прочих) в период 2004–2009 гг.

Вместе с тем, с одной стороны, именно процентные доходы являются одним из ключевых показателей при оценивании уровня конкуренции в рамках подхода H-stat Панзара–Росса (Rosse, Panzar, 1977; Panzar, Rosse, 1987). С другой стороны, динамика прибыльности активов (ROA) является ключевым фактором при проверке — в рамках подхода, предложенного в (Shaffer, 1982) — оцененных H-stat на корректность (подробнее см. ниже, в разделе 4). Динамика процентных доходов представлена на рис. 2, динамика прибыли после формирования резервов — на рисунке 3.

На рисунке 4 представлена динамика основных факторных цен в целом по банковской системе России в период 2004–2009 годов. Она говорит о росте стоимости для банков их совокупных активов и привлеченных ими средств, особенно в период кризиса 2008–2009 годов, а также о постепенном сокращении стоимости расходов на персонал и росте стоимости прочих расходов банков.

### 3. Моделирование уровня конкуренции: статика

Следуя литературе, в уравнении процентных доходов банков выделены три блока факторов: цены на факторы производства, специфические банковские факторы и переменная масштаба (логарифм совокупных активов):

$$\begin{aligned} \ln \Pi_{i,t} &= \alpha_i + \beta \cdot FIP_{i,t} + \gamma \cdot BSF_{i,t} + \delta \cdot \ln TA_{i,t} + \varepsilon_{i,t} = \\ &= \alpha_i + \beta_1 \cdot \ln AFR_{i,t} + \beta_2 \cdot \ln PPE_{i,t} + \beta_3 \cdot \ln PONILE_{i,t} + \gamma_1 \cdot \ln \frac{OI_{i,t}}{\Pi_{i,t}} + \gamma_2 \cdot \ln \frac{EQ_{i,t}}{TA_{i,t}} + \\ &+ \gamma_3 \cdot \ln \frac{LNS_{i,t}}{TA_{i,t}} + \gamma_4 \cdot \ln \frac{ERA_{i,t}}{ERP_{i,t}} + \gamma_5 \cdot \ln \frac{ONEA_{i,t}}{TA_{i,t}} + \gamma_6 \cdot \ln \frac{DPS_{i,t}}{F_{i,t}} + \delta \cdot \ln TA_{i,t} + \varepsilon_{i,t}. \end{aligned} \quad (1)$$

где:

$TA$  (total assets) — совокупные активы (масштабирующая переменная),

$\Pi_{i,t}$  — процентные доходы банка,

$FIP$  (factor input prices) —  $AFR$  (average funding rate),  $PPE$  (price of personnel expense) и  $PONILE$  (price of other non interest and labour expenses): цены привлеченных средств (фондирования), персонала и прочих факторов соответственно,

$BSF$  (специфические банковские факторы, bank specific factors) — шесть нижеследующих факторов:

$\frac{OI_{i,t}}{\Pi_{i,t}}$  — отношение прочих доходов (общие минус процентные) к процентным доходам;

отражает степень интегрированности банка в финансовую систему (объемы операций по «небанковским» операциям, т. е. на валютном и фондовом рынках),

$\frac{EQ_{i,t}}{TA_{i,t}}$  — отношение собственного капитала к активам; отражает общий уровень риска, при-

нимаемого банком (эффект финансового рычага),

$\frac{LNS_{i,t}}{TA_{i,t}}$  — отношение кредитов населению и нефинансовым предприятиям к активам; отра-

жает общий уровень кредитного риска, принимаемого банком,

$\frac{ERA_{i,t}}{ERP_{i,t}}$  — отношение платных активов (earning assets) к платным пассивам (earning pas-

sives); отражает интенсивность освоения банком платных пассивов (чем больше по сравнению с единицей, тем интенсивней, и наоборот),



$\frac{ONEA_{i,t}}{TA_{i,t}}$  — отношение прочих неплатных активов к активам; отражает «нерабочую» —

не приносящую значимого дохода — часть активов,

$\frac{DPS_{i,t}}{F_{i,t}}$  — отношение депозитов населения и нефинансовых предприятий к счетам и depo-

зитарам населения и нефинансовых предприятий; отражает потенциал наращивания процентных доходов (чем меньше доля счетов и, соответственно, выше доля депозитов, тем больше возможности банка использовать эти средства на расширение кредитного портфеля).

Уравнение (1) позволяет оценить уровень конкуренции, характерный для банковской системы в период 2004–2009 гг. (time-invariant H-stat). В соответствии с подходом Панзара–Росса справедливо следующее:

$$H_{stat} = \beta_{AFR} + \beta_{PONILE} + \beta_{PPE} = \begin{cases} \leq 0, & \text{монополия} \\ \in (0, 1), & \text{монополистическая конкуренция} \\ = 1, & \text{совершенная конкуренция} \end{cases} \quad (2)$$

В таблице 2 представлены результаты оценивания трех спецификаций уравнения (1). Кроме того, с помощью фиктивных переменных учтена неоднородность структуры российской банковской системы — выделены четыре группы банков:

- 1) государственные банки — Сбербанк, ВТБ, Газпромбанк и др. (d\_gov\_banks);
- 2) дочерние банки нерезидентов — Райффайзен банк, Юникредит банк и др. (d\_foreign\_banks);
- 3) частные московские банки — Банк Москвы, Альфа-банк и др. (d\_moscow\_banks);
- 4) частные региональные банки — Кит Финанс Банк, Ак Барс Банк и др. (эталон).

В первую очередь, в рамках модели № 1 осуществлена оценка уравнения (1) по объединенным данным (pooled regression). H-stat составляет 0.644, что соответствует состоянию монополистической конкуренции. Примечательно, что в (Bikker et al., 2007) оценка H-stat по России в период 2000–2006 гг. составляет 0.620 в модели по объединенным данным, что — несмотря на некоторые различия в спецификации уравнения процентных доходов — близко к значению 0.644, полученному в данном исследовании.

Затем, в рамках модели № 3 получены следующие результаты: несмотря на учет панельной структуры данных — в предположении о наличии случайных эффектов — оценка H-stat составляет 0.692, что близко к результатам оценки модели № 1 и, соответственно, также указывает на наличие монополистической конкуренции в российском банковском секторе.

Однако результаты учета структуры банковской системы различны. По версии модели № 3 наибольшую отдачу на каждый вложенный в активы рубль имеет группа государственных банков: оценка при коэффициенте d\_gov\_banks составляет 0.19, что выше, чем аналогичный показатель по остальным трем группам банков. По сути, это может озна-

**Таблица 2.** Результаты оценивания уровня конкуренции в российском банковском секторе в 2004–2009 гг.: H-stat Панзара–Росса

Объясняющая переменная	Зависимая переменная — $\ln II$		
	№ 1. Модель по объединенным данным	№ 2. Модель с фиксированными эффектами	№ 3. Модель со случайными эффектами
$\ln AFR$	0.132*** (0.007)	0.125*** (0.008)	0.126*** (0.008)
$\ln PONILE$	0.386*** (0.016)	0.394*** (0.018)	0.394*** (0.018)
$\ln PPE$	0.126*** (0.004)	0.178*** (0.006)	0.172*** (0.006)
$\ln(OI/II)$	-0.556*** (0.017)	-0.549*** (0.020)	-0.552*** (0.020)
$\ln(EQ/TA)$	0.049*** (0.006)	0.059*** (0.008)	0.059*** (0.008)
$\ln(LNS/TA)$	0.150*** (0.021)	0.118*** (0.013)	0.124*** (0.015)
$\ln(ONEA/TA)$	-0.065*** (0.010)	-0.033*** (0.007)	-0.037*** (0.007)
$\ln(ERA/ERP)$	0.014*** (0.006)	0.010* (0.006)	0.009 (0.006)
$\ln(DPS/F)$	0.002 (0.005)	0.009** (0.005)	0.010** (0.004)
$\ln TA$	1.009*** (0.002)	0.975*** (0.003)	0.985*** (0.003)
d_gov_banks	0.031** (0.012)	—	0.190* (0.050)
d_moscow_banks	0.075*** (0.006)	—	0.096** (0.017)
d_foreign_banks	0.105*** (0.009)	—	0.148** (0.038)
Constant	-3.953** (0.107)	-4.016** (0.067)	-4.064** (0.076)
$R^2_{adj.}$	0.989	—	—
$R^2_{within}$	—	0.946	0.946
$R^2_{between}$	—	0.991	0.992
$R^2_{overall}$	—	0.988	0.988
Число наблюдений	12 033	12 033	12 033
Fisher-stat	66 703.8	12 579.2	—
Wald $\chi^2$ -stat	—	—	168 371.5
H-stat	0.644*** (0.014)	0.697*** (0.013)	0.692*** (0.013)

В скобках указаны стандартные ошибки в форме Ньюи–Веста. \*, \*\* и \*\*\* означает значимость оценок коэффициентов на 10%, 5% и 1%-ном уровнях значимости.

чать, что государственные банки более эффективны с той точки зрения, что они, во-первых, кредитуют наиболее крупные российские компании и, во-вторых, демонстрируют наименьший среди всех групп банков уровень просроченной задолженности по кредитам, что является существенным фактором динамики процентных доходов, особенно в ходе кризиса.

Далее, модель №2 оценивает уравнение (1) с учетом панельной структуры данных в предположении о наличии фиксированных эффектов, что представляется наиболее обоснованным ввиду включения в состав регрессоров уравнения так называемых «специфических банковских факторов» (bank specific factors). Результаты вычисления H-stat: уровень конкуренции оценивается в 0.697, что так же, как и в моделях №1 и №3, свидетельствует о наличии в российской банковской системе монополистической конкуренции.

#### 4. Эконометрические тесты: выбор наилучшей модели и определение типа рыночной структуры

Для дальнейшего анализа выбор был осуществлен в пользу модели №2. Такой выбор обычно основывается на следующем стандартном наборе тестов.

*Тест 1. «Pooled vs fixed effects».* Сравнение моделей №1 (pooled regression) и №2 (fixed effects) предполагает тестирование с помощью F-теста следующих гипотез:

$H_0$ : все индивидуальные эффекты равны нулю,  $H_{alt}$ : «не- $H_0$ ».

P-значение теста равно 0.000, что означает наличие в панели индивидуальных эффектов, предпочтение отдается модели №2.

*Тест 2. «Random vs fixed effects».* Сравнение моделей №2 (fixed effects) и №3 (random effects) проводится с помощью теста Хаусмана с гипотезами:

$H_0$ : различия в оценках коэффициентах не систематичны (random effects),  $H_{alt}$ : «не- $H_0$ ».

P-значение теста составило 0.000, поэтому предпочтение отдается модели №2 (fixed effects).

Далее был осуществлен анализ корректности значения H-stat, оцененного в рамках модели №2 (fixed effects). Как показано в (Shaffer, 1982), H-stat могут быть корректно определены только для такой банковской системы, которая находится в долгосрочном равновесии. Суть этой идеи Шаффер изложил следующим образом: если банки систематически находятся в состоянии конкуренции, то эта конкуренция со временем должна привести к устранению диспропорций в распределении риска между банками. Поэтому уровень прибыли (ROA) банков не должен тесно коррелировать с факторными ценами (FIP), отражающими индивидуальные уровни рисков банков:  $Corr(ROA, FIP) \approx 0$ .

Реализация этой идеи состоит из трех этапов:

- 1) замена зависимой переменной в уравнении (1) с  $\ln \Pi_{i,t}$  на  $\ln ROA_{i,t}$ ;
- 2) оценка вновь полученного уравнения — уравнения прибыльности активов;
- 3) определение E-stat Шаффера:

$$E_{stat} = \beta_{AFR}^{(ROA)} + \beta_{PONILE}^{(ROA)} + \beta_{PPE}^{(ROA)} = \begin{cases} =0 \Rightarrow \text{банковская система в равновесии} \Rightarrow H_{stat} \text{ адекватны} \\ \neq 0 \Rightarrow \text{иначе} \end{cases} \quad (4)$$

Оценивание уравнения прибыльности активов по российским банкам позволило получить следующие результаты.

1. Уравнение в целом значимо:  $P$ -значение для расчетной  $F$ -статистики составило 0.000. Однако набор регрессоров плохо объясняет динамику прибыльности активов (ROA): модельные значения общего, внутригруппового и межгруппового коэффициентов детерминации  $R^2$  находятся в диапазоне 0.01–0.06.

2. Расчетное значение статистики Шаффера близко к нулю:  $E_{stat} = 0.077$ , что подтверждается тестом Вальда на линейное ограничение:  $P$ -значение для расчетной  $F$ -статистики составило 0.022.

Таким образом, нулевая гипотеза о равенстве нулю статистики Шаффера не отвергается на 1%-ном уровне значимости. Следовательно, банковская система находится в равновесии, и поэтому расчетное значение  $H$ -stat, составившее 0.697 в модели № 2 (с фиксированными эффектами), корректно и, следовательно, применимо для дальнейшего анализа.

После выбора наилучшей модели конкуренции — модели № 2 (с фиксированными эффектами) — и обоснования корректности полученного в ней значения  $H$ -stat были осуществлены тесты на тип рыночной структуры, присущей российской банковской системе в период 2004–2009 гг.

Эти тесты основаны на стандартном наборе тестов Вальда на линейное ограничение, применяемых во всех исследованиях в данной области.

1. Совершенная конкуренция — отвергается на 1%-ном уровне:

$$H_0 : H_{stat} = 1 \quad \text{vs} \quad H_{alt} : H_{stat} < 1$$

В этом наборе гипотез  $P$ -значение для расчетной  $t$ -статистики составило 0.000.

2. Монополия — отвергается на 1%-ном уровне:

$$H_0 : H_{stat} = 0 \quad \text{vs} \quad H_{alt} : H_{stat} > 0$$

В этом наборе гипотез  $P$ -значение для расчетной  $t$ -статистики также составило 0.000.

3. Монополистическая конкуренция — не отвергается на 1%-ном уровне:

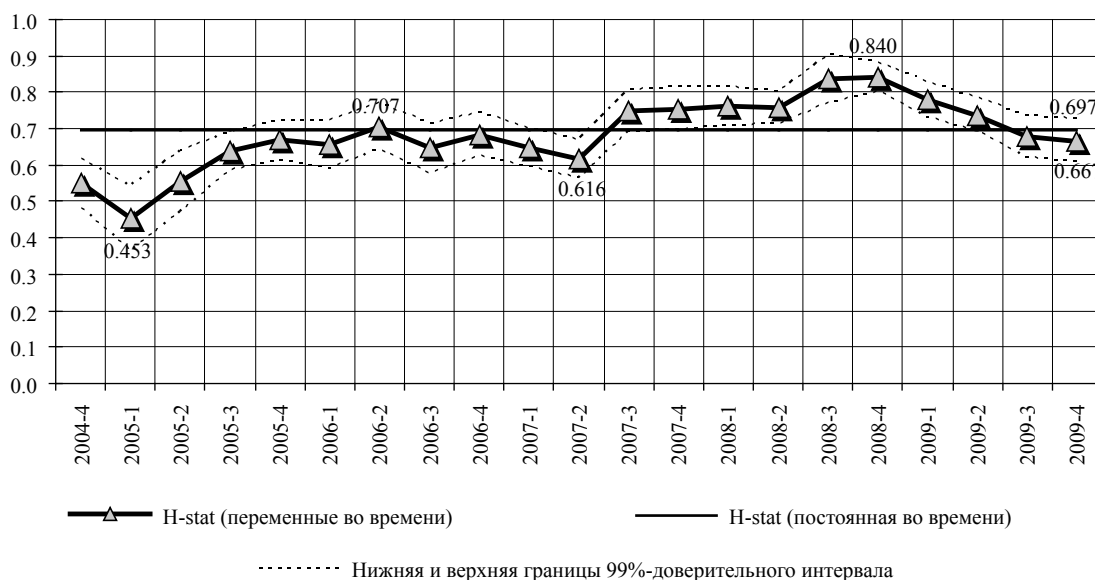
Вывод получен на основе того, что 99%-ный доверительный интервал для  $H$ -stat, равной 0.697, составляет (0.677; 0.717), т. е. он не включает ни значение, равное нулю, ни значение, равное единице.

## 5. Конкуренция: построение ежеквартального индикатора и анализ групп банков

В предыдущем разделе была выбрана наилучшая модель процентных доходов банков — модель № 2 (с фиксированными эффектами), позволяющая получить значение  $H$ -stat, характерное в среднем для периода 2004–2009 гг. (постоянная  $H$ -stat, равная 0.697). Кроме этого, была обоснована корректность полученного значения  $H$ -stat с помощью подхода  $E$ -stat Шаффера.

Это позволяет перейти к построению ежеквартального индикатора конкуренции (набор переменных  $H$ -stat, варьирующихся от квартала к кварталу), который мог бы быть полезным при анализе влияния процессов концентрации и экспансии иностранных банков на конкуренцию в российском банковском секторе. Для построения такого индикатора уравнение (1) оценивалось в рамках модели № 2 последовательно за скользящие четыре квар-

тала из периода 2004–2009 гг. Всего было оценено 21 уравнение. Результаты представлены на рисунке 5<sup>3</sup>.



**Рис. 5.** Сопоставление постоянных и переменных во времени значений H-stat

Основной вывод заключается в том, что в российском банковском секторе наблюдается постепенное усиление конкуренции между банками. При этом, несмотря на то, что кризис 2008–2009 гг. привел к ощутимому снижению уровня конкуренции — H-stat снизилась с 0.838 в 3 квартале 2008 г. до 0.665 в 4 квартале 2009 г. — предполагается, что в случае отсутствия новых существенных шоков в российской банковской системе конкуренция будет вновь постепенно усиливаться.

Эти предположения основаны на ожидании, во-первых, усиления<sup>4</sup> процесса экспансии иностранных банков в России и, во-вторых, уменьшения концентрации. Последнее будет наблюдаться, с одной стороны, вследствие постепенного снижения диспропорций в распределении свободных денежных средств, накопленных в ходе кризиса 2008–2009 гг. между крупными и мелкими банками (в перспективе 2010–2011 гг.). С другой стороны, снижению концентрации в банковской системе до докризисного уровня будет способствовать возобновление кредитной активности средних и мелких банков по мере восстановления платежеспособного спроса на кредиты со стороны нефинансовых предприятий и населения на выходе из кризиса.

Прежде чем переходить непосредственно к оценке влияния процессов концентрации и экспансии иностранных банков на конкуренцию (time-varying H-stat), разделим используемую выборку банков на группы и выявим те из них, в рамках которых наблюдается

<sup>3</sup> Например, значение H-stat в 3 квартале 2008 г., равное 0.840, было получено путем оценивания модели № 2 (с фиксированными эффектами) за промежуток времени 4 квартал 2007 г. — 3 квартал 2008 г.

<sup>4</sup> В частности, на это указывают аналитики KPMG в статье «Крупные поглотят мелких. Главные банковские интриги 2010 года» (<http://www.rg.ru/2010/01/19/banki.html>).

**Таблица 3.** Оценка постоянных во времени H-stat по группам банков в период 2004–2009 гг.

Объясняющая переменная	Зависимая переменная — $\ln II$			
	Крупные банки (активы > 50 млрд руб.)	Средние банки (активы 10–50 млрд руб.)	Мелкие банки (активы 1–10 млрд руб.)	Сверхмелкие банки (активы < 1 млрд руб.)
$\ln AFR$	0.086** (0.026)	0.052*** (0.008)	0.105*** (0.011)	0.081*** (0.009)
$\ln PONILE$	0.830** (0.038)	0.797*** (0.019)	0.596*** (0.026)	0.299*** (0.019)
$\ln PPE$	0.037** (0.016)	0.081*** (0.006)	0.131*** (0.006)	0.291*** (0.014)
$\ln(OI/II)$	–0.878** (0.042)	–0.874*** (0.022)	–0.713*** (0.026)	–0.520*** (0.027)
$\ln(EQ/TA)$	0.038** (0.017)	0.057*** (0.010)	0.052*** (0.009)	0.050*** (0.014)
$\ln(LNS/TA)$	–0.002 (0.039)	0.040*** (0.012)	0.030*** (0.009)	0.188*** (0.018)
$\ln(ONEA/TA)$	–0.078*** (0.026)	–0.059*** (0.010)	–0.072*** (0.006)	–0.024*** (0.010)
$\ln(ERA/ERP)$	–0.065*** (0.025)	–0.018** (0.009)	0.012** (0.005)	0.013 (0.008)
$\ln(DPS/F)$	–0.008 (0.021)	–0.005 (0.005)	–0.001 (0.004)	0.018*** (0.008)
$\ln TA$	0.977*** (0.007)	0.984*** (0.004)	0.990*** (0.004)	0.925*** (0.007)
Constant	–3.954*** (0.250)	–4.222** (0.074)	–3.880*** (0.050)	–4.346*** (0.097)
$R^2_{within}$	0.992	0.985	0.957	0.891
$R^2_{between}$	0.993	0.979	0.967	0.960
$R^2_{overall}$	0.995	0.982	0.963	0.948
Число наблюдений	714	1371	5353	4595
Fisher-stat	11 810.3	7350.0	9418.4	1785.3
H-stat	0.952*** (0.021)	0.930*** (0.014)	0.832*** (0.017)	0.671*** (0.019)

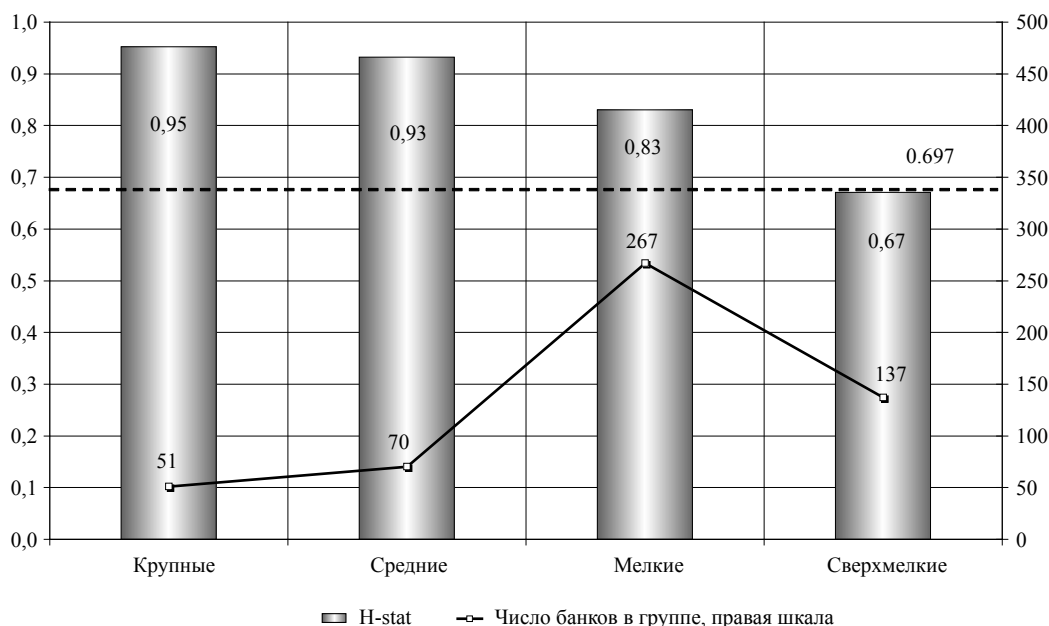
В скобках указаны стандартные ошибки в форме Ньюи–Веста. \*, \*\* и \*\*\* означает значимость оценок коэффициентов на 10%, 5% и 1%-ном уровнях значимости соответственно.

наибольшая конкуренция. Это будет полезным при прогнозировании уровня конкуренции (см. раздел 7) для понимания того, какая из групп банков может служить драйвером роста конкуренции в российском банковском секторе, а кто, напротив, будет способствовать снижению конкурентного уровня.

Итак, по критерию величины совокупных активов вся выборка банков может быть условно разделена на четыре группы:

- 1) крупные (51 банк) — с активами более 50 млрд руб.,
- 2) средние (70 банков) — с активами от 10 до 50 млрд руб.,
- 3) мелкие (267 банков) — с активами от 1 до 10 млрд руб.,
- 4) сверхмелкие (137 банков) — с активами менее 1 млрд руб.

Оценки H-stat для выделенных групп банков осуществлялись в рамках уравнения (1) с фиксированными эффектами. Результаты приведены в таблице 3 и на рисунке 6.



**Рис. 6.** Состав и уровни конкуренции (H-stat) по группам банков

Основной вывод: крупные и средние банки находятся в состоянии, близком к совершенной конкуренции (транснациональный уровень), в то время как мелкие и сверхмелкие банки — в состоянии монополистической конкуренции (уровень обслуживания отдельных предприятий или групп взаимосвязанных предприятий).

Этот результат соответствует общему для большинства стран случаю и находит свое подтверждение, например, в исследованиях по банковским системам Германии (Gischer et al., 2004) и Италии (Coccorese, 2009).

## 6. Моделирование уровня конкуренции: динамика

Отметим, что до работы (Goddard et al., 2006) оценка H-stat проводилась на основе статической версии уравнения дохода, из которого можно сделать вывод о конкуренции, но не о «динамичности» банковской системы (находится она в равновесии или нет). Соответственно, нужно было подтверждать расчеты H-stat нулевыми значениями E-stat, используя подход Шаффера.

В (Goddard et al., 2006) впервые была введена в рассмотрение (в рамках моделирования конкуренции банковской системы на основе подхода Панзара–Росса) динамическая версия уравнения дохода. На ее основе, с помощью оценки Ареллано–Бонда динамических панель-

ных данных, одновременно вычисляются H-stat и делается вывод о равновесии или неравновесии банковской системы.

Итак, следуя (Goddard et al., 2006), в данной работе динамическая версия уравнения (1) была специфицирована следующим образом:

$$\Delta \ln \Pi_{i,t} = \theta \cdot \Delta \ln \Pi_{i,t-1} + \beta \cdot \Delta FIP_{i,t} + \gamma \cdot \Delta BSF_{i,t} + \delta \cdot \Delta \ln TA_{i,t} + \Delta \varepsilon_{i,t}. \quad (5)$$

Результаты оценки уравнения (5) с помощью подхода Ареллано–Бонда к оценке динамических панельных данных<sup>5</sup> представлены в таблице 4. Заметим, что в качестве инструментов использовались только специфические банковские факторы, с лагами в диапазоне от 5 до 8. Поскольку процентные доходы формировались как скользящие за четыре квартала (в годовом выражении), а первая разность — это разность за один квартал, то в качестве инструментов нельзя было использовать стандартный набор (лаги регрессоров, начиная с первого).

В соответствии с подходом, предложенным в (Goddard et al., 2006), в оценивании динамического уравнения важнейшими являются два момента.

1. К сожалению, 95%-ный доверительный интервал оценки  $\hat{\theta}_{GMM}$  при лагированной зависимой переменной, отражающий силу памяти шоков процентных доходов в предшествующем квартале, не включает ноль:  $0.067 \leq \hat{\theta}_{GMM} \leq 0.418$ . Поэтому темп прироста процентных расходов, наблюдавшийся в предыдущем квартале, значимо влияет на текущий темп прироста процентных расходов. Однако оценка величины такого влияния не высока (коэффициент составляет всего 0.24). Это означает, что лишь четверть величины шоков предшествующих периодов переносятся на последующие периоды. Такая ситуация — в соответствии с подходом Годдарда — полагается равновесной. Следовательно, можно считать обоснованным расчет H-stat на основе динамической версии уравнения дохода.

2. Оценка H-stat в динамической версии уравнения дохода составляет:

$$H_{stat} = \frac{0.037 + 0.197 + 0.272}{1 - 0.243} = 0.668.$$

Такое значение H-stat очень близко к результатам статической версии (0.697) и, следовательно, также означает наличие монополистической конкуренции в российском банковском секторе. Заметим, что в (Goddard et al., 2006) оценка H-stat по России отличается от нашего расчета и составляет 0.512. Но такое отличие можно считать несущественным, поскольку оба результата указывают на монополистический тип рыночной структуры. Таким образом, выводы данной работы относительно динамического оценивания уровня конкуренции в российском банковском секторе совпадают с результатами этого зарубежного исследования.

Отметим также, что был проведен тест Саржена (Sargan test) на справедливость моментных тождеств в методе Ареллано–Бонда. В этом тесте в рамках нулевой гипотезы предполагается, что моментные тождества используются эффективно. P-значение для расчетной  $\chi^2$ -статистики составило 0.000. Это означает, что нулевая гипотеза отвергается в пользу альтернативной. Следовательно, хотя оценки коэффициентов значимы и удовлетворяют экономическим соображениям, они не единственны. Необходимо искать более удачный способ использования инструментальных переменных.

<sup>5</sup> Оценка осуществлялась в пакете STATA10.0, процедура xtabond2.



**Таблица 4.** Результаты оценки динамической версии уравнения процентных доходов по российским банкам, в среднем за период 2004–2009 гг.

Объясняющая переменная	Зависимая переменная — $\Delta \ln \Pi_t$
$\Delta \ln \Pi_{t-1}$	0.243*** (0.089)
$\Delta \ln AFR_t$	0.037 (0.034)
$\Delta \ln PONILE_t$	0.197** (0.082)
$\Delta \ln PPE_t$	0.272** (0.113)
$\Delta \ln(OI / \Pi)_t$	-0.284*** (0.097)
$\Delta \ln(EQ / TA)_t$	0.010 (0.045)
$\Delta \ln(LNS / TA)_{t-4}$	0.034** (0.014)
$\Delta \ln(ONEA / TA)_t$	-0.086** (0.037)
$\Delta \ln(ERA / ERP)_t$	-0.001 (0.013)
$\Delta \ln(DPS / F)_t$	0.016 (0.026)
$\Delta \ln TA_t$	0.511 (0.087)
Число инструментов	66
Число наблюдений	8394
F-stat	25.84
H-stat	0.668

В скобках указаны робастные стандартные ошибки в форме Ньюи–Веста. \*, \*\* и \*\*\* означает значимость оценок коэффициентов на 10%, 5% и 1%-ном уровнях значимости.

Поскольку выше уже была обоснована возможность применения как статического, так и динамического подхода для получения индикатора конкуренции H-stat, в данной работе мы не будем больше заниматься улучшением динамической оценки уравнения дохода. Остановимся на статических оценках H-stat и будем применять их для анализа взаимосвязи с концентрацией в банковской системе России в период 2004–2009 гг.

## 7. Оценка влияния процессов концентрации и экспансии иностранных банков на конкуренцию

Следуя (Yeyati, Micco, 2007), в качестве основных факторов, определяющих динамику уровня конкуренции в банковском секторе, были выделены:

- индекс концентрации Герфиндаля–Хиршмана *HHI* (с лагом в один квартал);

• доля активов иностранных банков<sup>6</sup> в совокупных активах  $FASS/TA$  (с лагом в один квартал), отражающая глубину процесса экспансии иностранных банков.

Предполагается, что концентрация ослабляет конкуренцию, тогда как вхождение иностранных банков на банковский рынок, напротив, усиливает ее. Эти предположения подкрепляются статистически: коэффициенты парной корреляции по квартальным данным за период 1 квартал 2004 г. — 4 квартал 2009 г. соответственно равны:

$$Corr(H_{stat}, HHI(-1)) = -0.78 \text{ и } Corr(H_{stat}, FASS(-1)/TA(-1)) = 0.85 \text{ (см. табл. 5).}$$

Кроме того, в качестве дополнительного фактора рассмотрено отношение процентных доходов к процентным расходам с лагом в один квартал,  $\Pi(-1)/IE(-1)$ . Предполагается, что более высокие значения такого отношения характерны для более эффективных банков, которые способны вытеснить менее эффективные банки в следующем квартале и, тем самым, повысить свою рыночную власть. Действительно, соответствующий коэффициент корреляции отрицателен:  $Corr(H_{stat}, \Pi(-1)/IE(-1)) = -0.55$  (см. табл. 5).

**Таблица 5.** Коэффициенты парной корреляции конкуренции и показателей концентрации, иностранной экспансии и эффективности процентных расходов

	$H_{stat}$	$HHI(-1)$	$FASS(-1)/TA(-1)$	$\Pi(-1)/IE(-1)$
$H_{stat}$	1.00	-0.78	0.85	-0.55
$HHI(-1)$	-0.78	1.00	-0.62	0.34
$FASS(-1)/TA(-1)$	0.85	-0.62	1.00	-0.88
$\Pi(-1)/IE(-1)$	-0.55	0.34	-0.88	1.00

С помощью двух тестов на стационарность: ADF-теста и более мощного KPSS-теста — было выявлено, что все исследуемые временные ряды являются интегрируемыми первого порядка (см. табл. 6). Более того, для них было найдено коинтеграционное соотношение (см. ниже). Последнее позволяет использовать исходные значения временных рядов — без взятия, например, первых разностей — для эконометрического моделирования.

**Таблица 6.** Порядки интегрируемости временных рядов конкуренции и показателей концентрации, иностранной экспансии и эффективности процентных расходов

	Порядок интегрируемости		Критический уровень		Число значимых лагов
	ADF-test	KPSS-test	ADF-test	KPSS-test	ADF-test
$H_{stat}$	$I(1)$	$I(1)$	1%	1%	0
$HHI$	$I(1)$	$I(1)$	1%	1%	0
$\Pi/IE$	$I(1)$	$I(1)$	1%	5%	0
$FASS/TA$	$I(1)$	$I(1)$	5%	1%	0

<sup>6</sup> Здесь и далее под иностранными банками будут подразумеваться кредитные организации со 100%-ным участием иностранного капитала.

Поскольку была выявлена тесная отрицательная связь между динамикой доли активов иностранных банков в совокупных активах и отношением процентных доходов к процентным расходам —  $Corr(II / IE, FASS / TA) = -0.88$ , то для избежания проблем мультиколлинеарности было решено рассмотреть и оценить с помощью МНК (с поправкой ошибок в форме Ньюи–Веста) две модели конкуренции (см. табл. 7). Они отличаются тем, что в модели № 1, наряду с переменной  $HHI$ , учтено подтвердившееся положительное влияние на конкуренцию доли активов иностранных банков в совокупных активах, тогда как в модели № 2 вместо показателя  $FASS/TA$  учтено подтвердившееся отрицательное влияние на конкуренцию отношения процентных доходов к процентным расходам.

**Таблица 7.** Результаты эконометрического оценивания моделей конкуренции в банковской системе России в 2004–2009 гг.

Факторы	Зависимая переменная — $H_{stat}$	
	Модель № 1. «Влияние дочерних банков нерезидентов на конкуренцию»	Модель № 2. «Влияние соотношения процентных доходов и процентных расходов»
$HHI(-1)$	-7.480*** (2.067)	-12.239*** (2.122)
$FASS(-1)/TA(-1)$	2.452*** (0.528)	—
$II(-1)/IE(-1)$	—	-0.111** (0.037)
Constant	1.067*** (0.217)	1.962*** (0.178)
$R^2_{adj}$	0.816	0.673
Число наблюдений	21	21
Fisher-stat	45.231	21.583

В скобках указаны стандартные ошибки в форме Ньюи–Веста. \*, \*\* и \*\*\* означает значимость оценок коэффициентов на 10%, 5% и 1%-ном уровнях значимости соответственно.

Поскольку модель № 1 обладает большей объясняющей силой, ей было отдано предпочтение для дальнейшего анализа, в частности, построения прогноза уровня конкуренции на период 2010–2011 гг.

В качестве обоснования адекватности результатов эконометрического оценивания модели № 1 «Влияния дочерних банков нерезидентов на конкуренцию» приведем результаты коинтеграционного анализа.

Во-первых, остатки оцененной регрессии в рамках модели № 1 являются стационарными по Маккиннону–Дэвидсону. Действительно, оцененная  $t$ -статистика, равная -4.55, меньше критической статистики Маккиннونا–Дэвидсона, равной -3.74 для моделей из трех переменных на 5%-ном уровне значимости. Следовательно, такая  $t$ -статистика попадает в область отвержения нулевой гипотезы о нестационарности остатков.

Во-вторых, в отношении оцененной регрессии в рамках модели № 1 справедлива модель коррекции ошибок (представление ошибок по Гранжеру). В рамках этой модели важно то, что был получен отрицательный статистически значимый коэффициент при остатках в пред-

шествующем периоде (см. табл. 8). Это означает, что между рядами конкуренции, концентрации и доли активов иностранных банков в совокупных активах существует долгосрочное динамическое соотношение.

**Таблица 8.** Результаты эконометрического оценивания моделей конкуренции в банковской системе России в 2004–2009 гг.

Факторы	Зависимая переменная — $\Delta H\text{-stat}$
$RES(-1)$	–0.988*** (0.193)
$\Delta HHI(-1)$	–6.680* (3.904)
$\Delta(FASS(-1)/TA(-1))$	0.035** (0.015)
Constant	–0.005 (0.010)
$R^2_{adj}$	0.553
Число наблюдений	20
Fisher-stat	8.843

В скобках указаны стандартные ошибки в форме Ньюи–Веста. \*, \*\* и \*\*\* означает значимость оценок коэффициентов на 10%, 5% и 1%-ном уровнях значимости соответственно.

#### Прогноз уровня конкуренции (H-stat) на 2010–2011 гг. в рамках модели № 1

В данной работе рассматриваются два сценария<sup>7</sup> развития уровня конкуренции в российском банковском секторе в период 2010–2011 гг.

*Первый сценарий, «умеренный рост».*

В этом сценарии предполагается:

- постепенное восстановление экономики России («разморозка» инвестиционного и потребительского спроса и восстановление кредитования реального сектора банками, в том числе мелкими и средними, что будет способствовать понижению концентрации);
- отсутствие сильной волатильности на внешних рынках (это будет способствовать продолжению экспансии иностранных банков на российский рынок банковских услуг).

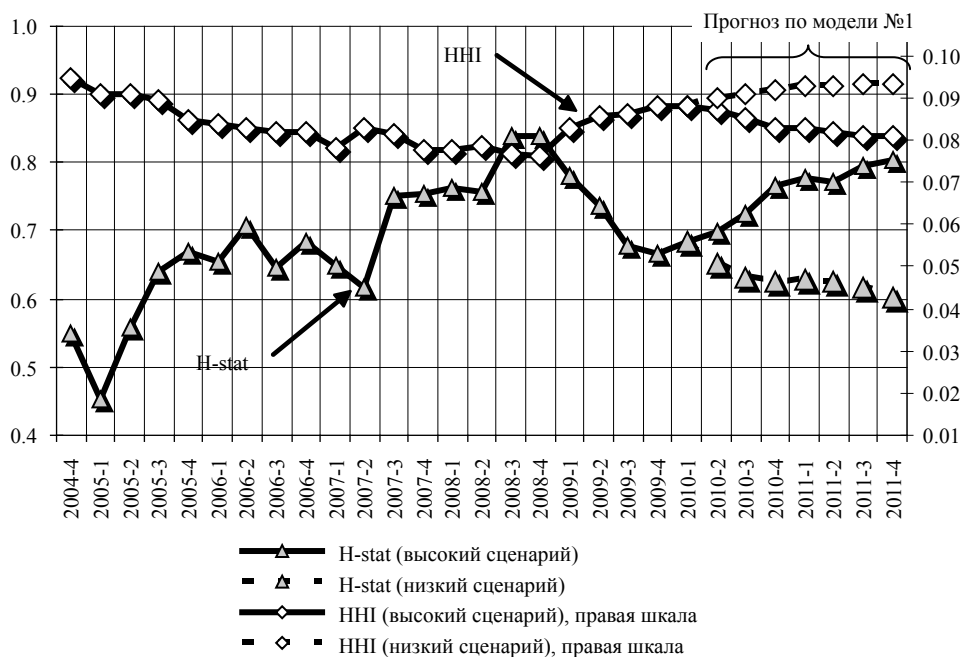
Соответственно, в рамках этих двух предположений была экспертно задана динамика двух факторов конкуренции (см. табл. 7).

Во-первых, экспертно предусмотрено постепенное снижение концентрации:  $HHI$  снизится с 0.088 в 4 квартале 2009 г. до 0.083 в 4 квартале 2010 г. Далее, в 2011 г. снижение концентрации продолжится, однако с меньшими темпами: к 4 кварталу  $HHI$  составит примерно 0.081.

<sup>7</sup> Сценарии были составлены в период с апреля по май 2010 г., т.е. в период повышенной волатильности трансграничных потоков капитала и обменного курса рубля. Эти сценарии составлены именно для прогнозирования динамики уровня конкуренции в российском банковском секторе и не совпадают с официальными макроэкономическими сценариями ЦМАКП.

Во-вторых, экспертно задан умеренный рост (после снижения в 2009 г.) доли активов иностранных банков в совокупных активах: с 11.8% в 4 квартале 2009 г. до 13.0% и 14.0% в 4 квартале 2010 г. и 4 квартале 2011 г. соответственно.

В результате этого уровень конкуренции — под влиянием факторов снижения концентрации и усиления экспансии иностранных банков — также будет демонстрировать постепенный рост: *H-stat* вырастут с 0.665 в 4 квартале 2009 г. до 0.765 в 4 квартале 2010 г. и далее в 4 квартале 2011 г. до 0.804 (см. рис. 7).



**Рис. 7.** Прогноз динамики уровня конкуренции в российской банковской системе (*H-stat*) на 2010–2011 гг.

#### Второй сценарий, «стагнационный».

Этот сценарий подразумевает:

- стагнацию экономики России (отсутствие существенного роста инвестиционного и потребительского спроса и низкие темпы роста кредитных портфелей банков, что должно означать сохранение той высокой степени концентрации в банковском секторе, которая была образована в кризис 2008–2009 гг.)
- отсутствие интереса у представителей иностранного банковского капитала к расширению существующего или приобретению нового бизнеса в России.

Для реализации этих двух предположений была вновь экспертно задана динамика двух факторов конкуренции (см. табл. 7).

В первую очередь, экспертно предусмотрено постепенное продолжение роста концентрации: *NHI* повысится с 0.088 в 4 квартале 2009 г. до 0.092 и 0.094 в 4 квартале 2010 г. и 4 квартале 2011 г. соответственно.

Во вторую очередь, экспертно задано снижение доли активов иностранных банков в совокупных активах: с 11.8% в 4 квартале 2009 г. до 9.5% в 4 квартале 2010 г. Дополнительно

было предположено, что те иностранные банковские структуры, которые хотели вывести капитал из российских дочерних банков, осуществят в течение 2010 г. эти решения. Напротив, в 2011 г. на российском рынке останутся, в основном, те иностранные банки, которые либо проводят слишком консервативную политику, чтобы «уйти», либо продолжают верить в перспективы рынка и краткосрочность стагнации. Таким образом, в 4 квартале 2011 г. экспертно задана доля активов иностранных банков в совокупных активах на уровне 4 квартала 2010 г.

Под влиянием такой динамики факторов прогнозные значения для  $H$ -stat составили 0.624 и 0.601 в 4 квартале 2010 г. и 4 квартале 2011 г. соответственно (см. рис. 7).

Важно отметить, что прогноз средних эластичностей конкуренции по факторам за период 2010–2011 гг. составляют: по концентрации –2.24%, по доле активов иностранных банков в совокупных активах 0.70%.

Основной вывод состоит в том, что для восстановления докризисного тренда роста конкуренции в российской банковской системе необходимы стимулирующие меры, способствующие ее более динамичному развитию в период 2010–2011 гг., чем предполагается, например, в рамках рассмотренного в данной работе сценария «умеренного роста». Такие меры могут включать в себя более активное стимулирование вхождения иностранных банков в капитал российской банковской системы, а также комплекс мер, направленных на повышение капитала средних и мелких банков (что позволит им более интенсивно обслуживать клиентов и, повышая качество такого обслуживания, привлекать новых).

## 8. Заключение

В данной работе используется расширенная база данных по выборке из 525 коммерческих банков, постоянно предоставлявших отчетность по формам 101 и 102 в Банк России в период 2004–2009 гг. и охватывавших примерно 85% совокупных активов всей банковской системы России.

На основе этих данных с помощью широко распространенного в литературе подхода  $H$ -stat Панзара–Росса был оценен уровень конкуренции в российской банковской системе в различных разрезах. Оценка  $H$ -stat была произведена:

- 1) в среднем за период 2004–2009 гг. (постоянная во времени  $H$ -stat), и последовательно 21 раз за скользящие четыре квартала в рамках того же периода (переменные во времени  $H$ -stat);
- 2) по банковской системе в целом и по отдельным группам банков;
- 3) в статической и динамической версиях.

Основные выводы, которые были получены в результате изучения конкуренции в этих трех разрезах, состоят в следующем.

1. Российская банковская система устойчиво находится в состоянии монополистической конкуренции. На это указывает то, что как в статической, так и в динамической версиях уравнения процентных доходов банков оцененные значения  $H$ -stat оказались значительно отличными от нуля и от единицы: 0.697 и 0.516 соответственно.

2. Динамика построенного ежеквартального индикатора уровня конкуренции свидетельствует о постепенном усилении конкурентной среды. Причем негативное влияние кризиса 2008–2009 гг. смогло ослабить, но не сломать этот тренд, несмотря на существенные отличия в доступе к рефинансированию Банка России, которые характерны для крупных и мелких банков.

3. Оценка H-stat по четырем условным группам банков (разделенных по критерию величины совокупных активов) показала, что чем меньшим объемом активов располагает банк, тем в менее конкурентной (локально-ориентированной) среде он функционирует.

4. Процентные доходы и процентные расходы банков достаточно быстро — в среднем, в пределах одного квартала — приспосабливаются к шокам факторных цен (фондирования, труда и проч.) и шокам «специфических банковских факторов» (отношения капитала к активам, отношения прочих доходов к процентным доходам и т. п.). На это указывают два обстоятельства. Во-первых, в рамках статического оценивания уровня конкуренции были получены практически нулевые значения E-stat, что означает наличие долгосрочного равновесия в банковской системе в соответствии с подходом Шаффера (Shaffer, 1982). Во-вторых, при реализации динамического оценивания уровня конкуренции была получена близкая к нулю оценка силы памяти процессом процентных доходов своих шоков предшествующих кварталов. Выполнение этих двух обстоятельств делает обоснованным применение как статических, так и динамических оценок уровня конкуренции в российском банковском секторе в рамках подхода H-stat Панзара–Росса.

Были оценены эффекты влияния процессов концентрации российских банков и экспансии иностранных банков на уровень конкуренции в российском банковском секторе. Обнаружено подтверждение на российских данных традиционной точки зрения о негативном влиянии концентрации банков на уровень их конкуренции. Напротив, влияние увеличения доли активов иностранных банков в совокупных активах банковской системы на конкуренцию было оценено как положительное. Это ассоциируется с тем, что дочерние банки нерезидентов предлагают российским заемщикам западные стандарты обслуживания, способствуя увеличению конкурентного потенциала российской банковской системы.

Кроме того, в рамках модельных расчетов прогноз средних за период 2010–2011 гг. эластичностей конкуренции по факторам составили: по концентрации (индекс Герфиндаля-Хиршмана) –2.24%, по активам иностранных банков 0.7%. Следовательно, отрицательное влияние концентрации на уровень конкуренции в российском банковском секторе может быть существенно сильнее, чем положительное влияние расширения присутствия иностранных банков. Это означает, что для того, чтобы добиться значимого изменения в тренде уровня конкуренции, акцент необходимо делать больше на изменение концентрации, чем на регулирование интенсивности входа иностранных банков на российский рынок банковских услуг. Это утверждение было непосредственно отражено в результатах сценарного прогнозирования на среднесрочную перспективу (2010–2011 гг.), осуществленного в данной работе.

Так, в рамках сценария «умеренного роста» экспертно предполагалось постепенное восстановление экономики России, сопровождаемое «разморозкой» инвестиционного и потребительского спроса, восстановлением банковского кредитования, отсутствием сильной волатильности на внешних рынках. Напротив, в «стагнационном» сценарии было экспертно задано отсутствие, во-первых, возобновления деловой активности в экономике и, во-вторых, стимулов к продолжению наращивания бизнеса в России у представителей иностранного банковского капитала.

Важно отметить, что в рамках модельных расчетов:

1) в первом сценарии был спрогнозирован умеренный рост уровня конкуренции — такой, что ее уровень к концу 2011 г. не сможет восстановиться до докризисного пика, наблюдавшегося в 3 квартале 2008 г.;

2) напротив, во втором сценарии был получен прогноз, согласно которому уровень конкуренции будет постепенно снижаться, и достигнет к концу 2011 г. таких низких значений, которые были характерны для российской банковской системы в начале 2007 г.

Основной вывод из осуществленного прогноза состоит в том, что для восстановления докризисного — высокого — тренда роста конкуренции в российской банковской системе необходимы стимулирующие меры, способствующие ее более динамичному развитию в период 2010–2011 гг., чем предполагается, например, в рамках рассмотренного в данной работе сценария «умеренного роста». Это, в свою очередь, предполагает реализацию комплекса мер, направленных на повышение капитала средних и мелких банков (что позволит им более интенсивно обслуживать клиентов и, повышая качество такого обслуживания, привлекать новых).

### Список литературы

- Дробышевский С., Пашенко С. (2006). Анализ конкуренции в российском банковском секторе. *Научные труды ИЭПП*, 96.
- Мамонов М. (2009). Структурные сдвиги и адаптация ключевых групп банков. *Банковское обозрение*, 4, 28–33.
- Мамонов М., Солнцев О. (2009). Экспансия иностранных банков на российский рынок банковских услуг: подведение промежуточных итогов, попытка анализа перспектив. *Журнал Новой Экономической Ассоциации*, 1–2, 175–190.
- Моисеев С. Р. (2006) Реалии монополистической конкуренции в российском банковском секторе. *Современная конкуренция* 1(1), 2006, 94–108.
- Barros F., Modesto L. (1999) Portuguese banking sector: A mixed oligopoly? *International Journal of Industrial Organization*, 17 (6), 869–886.
- Bikker J. A., Haaf K. (2002). Competition, concentration and their relationship: An empirical analysis of the banking industry. *Journal of Banking and Finance*, 26, 2191–2214.
- Bikker J. A., Spierdijk L., Finnie P. (2006). Misspecification of the Panzar–Rosse model: Assessing competition in the banking industry. *DNB Working Papers* 114.
- Bresnahan T. (1982). The oligopoly solution concept is identified. *Economics Letters*, 10, 87–92.
- Claessens S., Laeven L. (2005). Financial dependence, banking sector competition, and economic growth. *Journal of the European Economic Association*, 1, 179–207.
- Coccorese P. (2009). Market power in local banking monopolies. *Journal of Banking and Finance*, 33, 1196–1210.
- De Rozas L. G. (2007). Testing for competition in the Spanish banking industry: The Panzar–Rosse approach revisited. *Documentos de Trabajo* №0726, Bank of Spain.
- Gischer H., Stiele M. (2003). *Testing for banking competition in Germany: Evidence from savings banks*. Faculty of Economics and Management, Magdeburg, Germany.
- Goddard J., Wilson J. (2006). *Measuring competition in banking: A disequilibrium approach*. Bangor Business School, University of Wales.
- Lerner A. P. (1934). The concept of monopoly and the measurement of monopoly power. *Review of Economic Studies*, 1, 157–175.



Levy Y. E., Micco A. (2007). Concentration and foreign penetration in Latin American banking sector: Impact on competition and risk. *Journal of Banking and Finance*, 31, 1633–1647.

Mason E. (1939). Price and production policies of large-scale enterprise. *American Economic Review*, 29, 61–74.

Panzar J. C., Rosse J. N. (1987). Testing for monopoly equilibrium. *The Journal of Industrial Economics*, 35 (4), 443–456.

Rosse J., Panzar J. (1977). Chamberlin vs Robinson: An empirical study for monopoly rents. *Bell Laboratories Economic Discussion Paper*.

Shaffer S. (1982). A nonstructural test for competition in financial markets. Federal Reserve Bank of Chicago, Proceedings of a Conference on Bank Structure and Competition, 225–243.

Shaffer S., DiSalvo J. (1994). Conduct in a banking duopoly. *Journal of Banking and Finance*, 18, 1063–1082.

### Приложение Схема. Место подхода Панзара–Росса в способах измерения уровня конкуренции

